

农业信贷担保政策实施对农业全要素生产率的影响*

周鸿卫 丁浩洋

摘要：农业信贷担保既是财政支农的创新模式，也是金融惠农的重要中介。本文将农业信贷担保政策实施视为准自然试验，基于2011—2021年中国1254个县的面板数据，采用倾向得分匹配法和多期双重差分法，评估了农业信贷担保政策实施对农业全要素生产率的影响。研究发现：第一，农业信贷担保政策实施显著提升了农业全要素生产率；第二，农业信贷担保政策实施通过信贷支持、产业引导和支持新型农业经营主体，促进农业全要素生产率提升；第三，数字信贷对农业信贷担保政策实施提升农业全要素生产率的作用具有遮掩效应，但遮掩效应随着数字技术的推广和数字足迹的积累逐渐减弱，并于2019—2021年转变为促进效应；第四，农业信贷担保政策实施对产粮大县、贫困县和金融基础设施比较完善的县的农业全要素生产率提升作用更明显。

关键词：农业信贷担保政策 农业全要素生产率 数字信贷

中图分类号：F832 **文献标识码：**A

一、引言

农为邦本，本固邦宁。“三农”问题一直是全社会关注的热点和关键问题之一。习近平强调，“推进农业供给侧结构性改革，提高农业综合效益和竞争力，是当前和今后一个时期我国农业政策改革和完善的主要方向”^①。改革开放以来，农业生产力得到充分解放，农业生产率得以全面提升。但步入21世纪后，农业发展面临农村劳动力转移、耕地条件恶化和生态环境制约等挑战（龚斌磊和王硕，2021），粗放式增长模式无法持续，政府开始推动以提高农业质量效益和竞争力为主要目标的农业高质量发展。党的二十大强调，“我们要坚持以推动高质量发展为主题……着力提高全要素生产率”^②。

*本文是国家社会科学基金重大项目“接续推进脱贫地区乡村振兴的金融支持研究”（编号：21&ZD115）和国家社会科学基金一般项目“数字金融赋能银行中介支持乡村产业兴旺研究”（编号：23BJL102）的阶段性研究成果。感谢匿名评审专家的宝贵意见，但文责自负。本文通讯作者：丁浩洋。

^①中共中央党史和文献研究院，2019：《习近平关于“三农”工作论述摘编》，北京：中央文献出版社，第93页。

^②习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第28页。

提升农业竞争力的核心在于提高农业全要素生产率，健全农村金融服务体系是实现农业全要素生产率提高的关键之一。而农业“融资难、担保难”问题是长期阻碍农业全要素生产率提升的因素之一，也是制约农村金融发展的痛点，其根源在于信贷配给问题（Stiglitz and Weiss, 1981）。担保，特别是政策性担保，作为一种金融中介服务，能够通过减少信息不对称和降低交易成本（张晓玫和宋卓霖，2016），防范逆向选择与道德风险（Besanko and Thakor, 1987; Berger et al., 2011），以缓解信贷配给问题。

随着财政补贴规模逐渐达到 WTO “黄箱” 上限和金融服务在乡村振兴战略实施中的地位不断上升，财政金融协同支农模式越来越受到重视。农业信贷担保政策于 2015 年正式实施^①，促进全国农业信贷担保体系的建立和完善，推动农业信贷担保机构逐步向县域下沉。农业信贷担保机构与政府、银行、保险公司和龙头企业等主体合作，探索出以“政银担+”为代表的财政金融协同支农模式^②。2023 年中央“一号文件”明确要求“引导信贷担保业务向农业农村领域倾斜，发挥全国农业信贷担保体系作用”^③，这也是中央“一号文件”连续 8 年提及农业信贷担保工作。截至 2023 年 3 月末，全国农业信贷担保体系累计担保金额达 10872 亿元，占全国涉农融资担保余额的近 60%^④。农业信贷担保体系已然成为中国担保支农的中坚力量。

提高农业全要素生产率对助推乡村全面振兴、实现共同富裕具有关键性作用。农业全要素生产率一直是学术界关注的热点问题，学者对农业全要素生产率的影响因素进行了大量分析。一是产业因素。延伸农业产业链、提高农业产业附加值和拓展农业多种功能能够优化农业要素配置，提高农业全要素生产率（高帆，2015），包括产业融合、产业协同集聚和发展农业生产性服务业等途径。二是组织因素。农业适度规模经营通过提升农地配置效率、影响农户就业选择和技术采用，提高农业全要素生产率（盖庆恩等，2023），农业适度规模经营主体包括专业大户、家庭农场和农民合作社等。三是金融因素。金融通过农业技术创新、农民科技应用能力提高、信息收集与风险分散影响农业全要素生产率（尹雷和沈毅，2014），包括信贷、保险和担保等形式。其中，农业信贷担保能够有效缓解农户信贷约束，提高农业经营主体的信贷可得性（胡杰与罗剑朝，2023）。对于农户，农业信贷担保能够显著提高他们的农业收入与非农收入（胡杰与罗剑朝，2023）。对于农业，农业信贷担保能够通过缓解农

^①参见《财政部农业部银监会联合印发〈关于财政支持建立农业信贷担保体系的指导意见〉的通知》，https://www.moa.gov.cn/gk/zcfg/qnhnzc/201508/t20150805_4776729.htm。

^②“政银担+”财政金融协同支农模式，除包括最常见的“政银担”模式和“政担”模式外，还包括安徽省“政银担企+”的农业产业链生态担保模式、云南省“政府+担保+银行+专业合作社”的金合贷模式和贵州省“政府+银行+担保公司+龙头企业+保险”的新型融资担保模式等。

^③参见《中共中央 国务院关于全面推进乡村振兴重点工作的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2023-02/13/content_5741370.htm。

^④资料来源：国家农担联盟对全国农业信贷担保体系业务成果的介绍，<https://www.nacga.cn/business/achievements.html>。

户信贷约束、促进规模经营和改善要素投入，实现粮食增产（孙华臣等，2023）。对于银行，农业信贷担保能够通过风险分担、客户甄别与激活竞争，显著降低农业贷款利率（冯林和刘阳，2023）。但是，当前中国农业信贷担保体系发展存在资源闲置与资源紧缺并存、信息不对称导致交易成本过高等问题（徐攀，2021）。

现有文献为本文研究奠定了坚实的基础，但农业信贷担保政策实施影响农业全要素生产率的相关研究尚存在有待深化之处：第一，以往关于金融影响农业全要素生产率的研究主要分析农业信贷、保险和数字金融的作用，缺乏对农业信贷担保政策实施作用的分析。全面推进乡村振兴需要建立多层次、广覆盖、可持续的现代农村金融体系，而农业信贷担保体系正是其中的重要一环（彭澎和周月书，2022）。第二，金融促进分工、防范和化解风险、改善资源配置效率、利用信息优势、降低交易成本的功能容易被忽视（李扬，2017）。现有文献普遍认为农业信贷担保政策实施可以降低农业抵质押要求、缓解农业经营主体信贷约束，却忽视了农业信贷担保机构具有农村产业信息优势和促进分工的功能（李敬等，2007），能够有效识别和防范产业风险、提高产业附加值，从而提高资源配置效率。第三，关于农业信贷担保政策实施的研究主要集中在省级和农户个体层面，缺少县域层面的考察。县域经济是国民经济的基本单元，发展县域经济已经成为全面推进乡村振兴战略实施的重要引擎（李永友，2021）。

那么，县域视角下农业信贷担保政策实施是否提升了农业全要素生产率？什么机制推动了农业全要素生产率的变化？农业信贷担保政策实施的效果具有什么样的特征？为了回答这些问题，本文将县域农业信贷担保政策实施视为准自然实验，基于2011—2021年中国1254个县的面板数据，采用多期双重差分法评估农业信贷担保政策实施对农业全要素生产率的影响。本文可能的边际贡献如下：一是在县域维度，运用准自然实验方法识别农业信贷担保政策实施对农业全要素生产率的作用，提供财政金融协同支农创新模式影响农业生产效率的新证据。二是在信贷配给论、不完全竞争市场论与金融功能论等理论上，从信贷支持、产业引导和支持新型农业经营主体等方面，深入分析农业信贷担保政策实施影响农业全要素生产率的作用机制，并从农业发展水平、经济发展水平和金融基础设施完善程度等角度研究该政策的非对称影响，丰富农村财政金融政策影响农业生产效率的研究。三是进一步探讨数字信贷对农业信贷担保政策实施影响农业全要素生产率的调节作用，丰富和拓展农业信贷担保与数字信贷关系的研究。本文为进一步优化农业信贷担保政策、完善农村现代金融体系和提高农业竞争力提供参考。

二、政策背景与理论分析

（一）政策背景

为了放大财政支农政策效应和提高财政支农资金使用效益，财政部、原农业部和原中国银行业监督管理委员会于2015年印发了《关于财政支持建立农业信贷担保体系的指导意见》，“以建立健全省级农业信贷担保体系为重点，逐步建成覆盖粮食主产区及主要农业大县的农业信贷担保网络，推动形成覆盖全国的政策性农业信贷担保体系，为农业尤其是粮食适度规模经营的新型经营主体提供信贷担

保服务，切实解决农业发展中的‘融资难’、‘融资贵’问题”^①。2017年5月出台的《财政部 农业部 银监会关于做好全国农业信贷担保工作的通知》提出了省级农业信贷担保公司政策性业务的“双控”标准，并明确了政策性农业信贷担保业务的财政支持政策^②。为进一步明确目标、落实责任、完善机制和严明纪律，促进全国农业信贷担保体系健康可持续发展，2020年4月，政府出台《财政部 农业农村部 银保监会 人民银行关于进一步做好全国农业信贷担保工作的通知》^③。随着农业信贷担保政策的实施，全国农业信贷担保体系建设取得了阶段性成效。本文梳理了全国农业信贷担保体系2016—2021年的业务表现，如表1所示。

表1 全国农业信贷担保体系2016—2021年的业务发展情况

	2016年	2017年	2018年	2019年	2020年	2021年
新增担保项目（万个）	4.1	7.8	19.2	33.1	67.9	83.1
新增担保金额（亿元）	175.8	291.6	640.6	1058.9	1919.9	2769.0
在保项目余额（亿元）	—	—	684.7	1190.3	2118.0	3217.9
担保代偿率（%）	—	1.7	2.0	1.6	1.5	1.4
符合“双控”标准的在保项目余额占全部在保项目余额的比重（%）	—	55.0	79.0	86.5	90.9	94.7
在保项目余额占同期涉农融资担保在保项目余额的比重（%）	—	—	22.1	30.8	46.6	57.7

资料来源：中国融资担保业协会官网（<https://www.chinafaga.org/>）、国家农业信贷担保联盟有限责任公司官网（<https://www.nacga.cn/>）及其微信公众号（“国家农担联盟公司”）。

第一，业务规模快速增长。新增担保金额由2016年的175.8亿元大幅增至2021年的2769.0亿元，年均增幅达到381.7%；新增担保项目由2016年的4.1万个大幅增至2021年的83.1万个，年均增幅达到139.6%。第二，“支农支小”的政策定位突出。符合“双控”标准的在保项目余额占全部在保项目余额的比重由2017年的55.0%上升到2021年的94.7%。在保项目余额占同期涉农融资担保在保项目余额的比重由2018年的22.1%上升到2021年的57.7%。第三，风险防控总体良好。自2017年以来，农业信贷担保体系的担保代偿率均不高于2.0%，且在近几年持续下降。2021年农业信贷担保体系的担保代偿率低至1.4%，远低于融资担保行业直保业务担保代偿率的平均水平（2.4%）^④。

^①参见《财政部 农业部 银监会联合印发〈关于财政支持建立农业信贷担保体系的指导意见〉的通知》，https://www.moa.gov.cn/gk/zcfg/qnhnzc/201508/t20150805_4776729.htm。

^②参见《财政部 农业部 银监会关于做好全国农业信贷担保工作的通知》，https://www.moa.gov.cn/gk/tzgg_1/tz/201705/t20170519_5613994.htm。

^③参见《财政部 农业农村部 银保监会 人民银行关于进一步做好全国农业信贷担保工作的通知》，http://www.mof.gov.cn/gkml/caizhengwengao/202001wg/wg202004/202007/t20200707_3545396.htm。

^④资料来源：《全国农担体系坚守政策性定位 持续发挥政策效能 累计担保金额突破10000亿》，<https://www.chinafaga.org/huydt/37888.jhtml>。

截至 2021 年末，全国农业信贷担保体系的中长期担保贷款占比为 51.2%，有效缓解了农业生产与信贷的周期错配问题。农产品初加工及流通产业的在保项目余额占全部在保项目余额的比重在 25%左右，仅次于种养殖业；担保贷款累计支持优势特色产业集群项目超 12 万个，担保金额 525 亿元。全国农业信贷担保体系促进了农业产业附加值提高与特色产业集聚，提高了资源配置效率。针对家庭农场和农民合作社的在保项目余额占全部在保项目余额的比重为 81.9%，全国农业信贷担保体系有效支持了新型农业经营主体发展（李永生等，2022）。

（二）农业信贷担保政策实施对农业全要素生产率的影响

农业信贷担保政策实施能否提高农业全要素生产率，关键在于政策赋能的农业信贷担保体系对农户、新型农业经营主体和银行的影响，本文主要从三个方面来分析。第一，从信贷角度看，农业信贷担保体系提高农户信贷可得性与银行资产质量，提高涉农信贷深度与效率，缓解信贷配给问题，进而提升农业全要素生产率。第二，从产业角度看，农业信贷担保体系利用农村产业信息优势引导优势特色产业发展，避免“产业同质陷阱”，识别与防范产业风险。同时，农业信贷担保体系促进产业分工，做大做强细分行业，提高农业产业附加值和资源配置效率，进而提升农业全要素生产率。第三，从主体角度看，农业信贷担保体系利用多层次“社会网络”信息优势筛选乡村能人，支持新型农业经营主体发展，避免“精英俘获”现象。同时，农业信贷担保体系满足新型农业经营主体对信贷金额和期限的要求，加快先进技术渗透，强化小农户和新型农业经营主体的利益联结，从而提升农业全要素生产率。农业信贷担保政策实施影响农业全要素生产率的作用机制如图 1 所示。

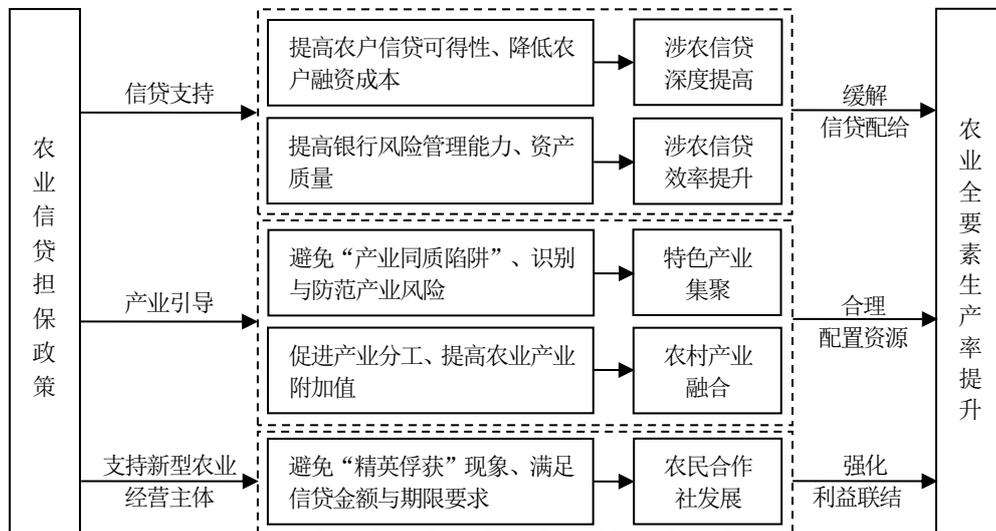


图 1 农业信贷担保政策实施影响农业全要素生产率的作用机制

1. 信贷支持作用机制。一是涉农信贷深度提高效应。一方面，农业信贷担保体系为农业经营主体提供担保，使银行不再强制要求借款人抵质押或反担保，从而降低农业经营主体的信贷准入门槛，提高其信贷可得性和参加信贷活动的积极性（徐攀，2021）。另一方面，农业信贷担保体系通过客户甄别和强化银行竞争降低农业贷款利率（冯林和刘阳，2023），并给予农户贷款贴息，大幅降低了农业

项目的综合融资成本，吸引更多农业经营主体参与信贷活动。全国农业信贷担保体系 2021 年新增项目的平均担保费率为 0.62%，项目平均综合融资成本为 6.08%（李永生等，2022），有效缓解了“融资贵”的问题。二是涉农信贷效率提升效应。一方面，农业信贷担保体系除了利用银行传统的关系型信贷技术外（周鸿卫和田璐，2019），还能利用“政府+农担公司+农担客户经理”的社会关系网络，发掘丰富的“软信息”，如农业经营主体的经营理念、发展方向和风险偏好等，以此精准识别信贷需求，通过提供政策性担保缓解信息不对称，有效识别项目风险（冯林和刘阳，2023），防范事前的逆向选择（Besanko and Thakor, 1987）与事后的道德风险（张晓玫和宋卓霖，2016），进而提高银行的风险管理水平与资金管理能力。同时，农业信贷担保体系能够增强银行支农信心，促使银行向符合要求的项目增信，提高信贷效率。另一方面，农业信贷担保体系通过风险分担协议分散风险损失（冯林和刘阳，2023），间接提高银行资产质量，释放银行的信贷空间。

2. 产业引导作用机制。不完全竞争市场理论指出，农村金融市场存在信息不对称、交易成本高和农业弱质性问题，仅靠市场机制容易引发“市场失灵”，这需要“有为政府”的干预。金融支持农村产业融合发展需要政府的引导和支持（张林和温涛，2019）。首先，农业信贷担保体系与财政、农业等部门保持紧密的联系，能够及时获取农村产业信息，有效识别与防范产业风险。农业信贷担保体系拥有“金融+农业”的复合型人才，能够设计支持优势特色产业发展的担保产品，避免信贷资金趋利性导致的“产业同质陷阱”，以减少资源过度开发、市场无序竞争和环境破坏（国家发展改革委宏观院和农经司课题组，2016），促进优势特色产业发展。其次，农业信贷担保体系能够通过增信和降低交易成本，促进基于产业链和农业产业化的产业分工，做大做强细分行业，提高农业产业附加值。同时，农业信贷担保体系能够为农机、农技推广等农业行政管理部门和财务、法律等领域的社会服务机构提供赋能平台，协同改善农业产业弱质性，通过农业产业链延伸和农业服务业融合提高农业产业附加值，促进农村产业融合发展。最后，特色产业集聚能够实现规模经济和范围经济，提高资源配置效率，提升农业全要素生产率。此外，农村产业融合通过延伸农业产业链条与拓展农业的多功能性，促进市场信息交流，缓解土地、资本等要素配置扭曲（李晓龙和冉光和，2019），优化资源配置，提高农业全要素生产率。

3. 支持新型农业经营主体作用机制。一方面，农业信贷担保体系为政府、产业部门、银行和农业经营主体等提供信息交流平台，构建广覆盖、可验证的大型“社会网络”，通过识别新型农业经营主体的风险，发挥主体筛选功能，为乡村能人精准提供金融服务。同时，农业信贷担保体系构建的大型“社会网络”能够对农业经营主体的生产经营行为产生激励约束作用，有效发挥风险防范功能。另一方面，新型农业经营主体融资存在贷款获批率低、贷款额满足率不高、贷款周期与生产周期错配等问题（谢玲红等，2022），而农业信贷担保体系项目金额高、信贷周期长，能够有效支持农业经营主体的发展。农业信贷担保体系项目的金额一般为 10 万~300 万元，最高可达 1000 万元^①；农业信贷担保

^①参见《农业农村部办公厅关于开展新型农业经营主体信贷直通车活动的通知》，https://www.moa.gov.cn/govpublic/CWS/202105/t20210513_6367679.htm。

体系项目的周期可以根据农产品生产周期进行调整,最长可达10年^①。新型农业经营主体的发展,一方面,能够促进土地流转,提高农地配置效率,直接提升农业全要素生产率;另一方面,能够促进先进农业机械和农业技术的应用,并影响农户的就业选择(盖庆恩等,2023),推动农业适度规模经营、农业机械化和农业社会化服务体系发展,从而降低生产成本,强化小农户和新型农业经营主体的利益联结机制,提高农业全要素生产率。

基于以上分析,本文提出研究假说H1和H2。

H1: 农业信贷担保政策实施能够提高农业全要素生产率。

H2: 农业信贷担保政策实施通过信贷支持、产业引导和支持新型农业经营主体三条路径,提高农业全要素生产率。

(三) 数字信贷对农业信贷担保政策实施影响农业全要素生产率的调节作用

随着数字金融的广泛应用,越来越多学者开始关注数字金融问题,并发现数字金融能够提升农业全要素生产率(如唐建军等,2022)。数字信贷是数字金融的重要组成部分,能够强化信贷市场的竞争。数字信贷发展水平与商业银行网点扩张程度、家庭正规贷款规模存在“U型”关系(董艳等,2023)。但是,目前鲜有文献探索数字信贷与农业信贷担保政策实施的关系。

一方面,数字信贷具有遮掩效应。数字信贷具备“成本低、速度快、覆盖广”等优势,能更深层次、更广泛地满足农业生产的金融需求(郭峰等,2020),对农业信贷担保体系所依赖的传统信贷模式产生挤出效应。第一,数字信贷可以借助大数据、区块链、云计算和人工智能等数字技术,不仅通过线上搜集、筛选和处理信息,有效降低信贷市场信息不对称,而且通过数字营销和管理模式,降低交易门槛和交易成本,提高信贷服务效率,这使数字信贷对传统信贷产生替代效应(董艳等,2023)。第二,数字信贷能够打破传统物理网点的限制,提供便利的信贷渠道,服务传统信贷市场上的长尾客户(郭峰等,2020)。因此,数字信贷对农业信贷担保体系所依赖的传统信贷模式产生挤出效应,促使农业经营主体选择数字信贷渠道满足其信贷需求,进而遮掩农业信贷担保政策实施影响农业全要素生产率的效果。

另一方面,数字信贷具有促进效应。随着数字技术的发展与渗透,数字信贷通过数字技术外溢,推动农业信贷担保体系数字化转型,发挥关系型信贷技术与数字信贷技术融合优势,硬化软信息,提高收集、处理信息的能力,降低信息收集与分析成本。农业信贷担保体系可以引入数字信贷的先进管理模式和服务理念,改变其管理与经营模式,提升管理和服务效率。此外,数字信贷的数字技术外溢能够促进农业信贷担保大数据平台的建立。农业信贷担保体系可以推动农业信贷担保大数据平台与政务信息系统、人行征信系统、农业生产经营信息系统等系统互联互通,共建包含“信息流、业务流、物流、数据流”多维度 and “个体—县—市—省—国家”多层次的大数据平台,实现软硬信息互相验证,进一步缓解信息不对称,提高金融包容性,缓解农业经营主体的融资约束,提升农业全要素生产率。

^①资料来源:国家农担联盟对全国农业信贷担保体系业务成果的介绍, <https://www.nacga.cn/business/achievements.html>。

数字信贷赋能需要数字足迹和数字技术的支持，而目前中国“数字鸿沟”现象较为普遍（张勋等，2021），农村金融机构数字化程度低（谢绚丽和王诗卉，2022）。因此，数字信贷在农业信贷担保政策实施影响农业全要素生产率中发挥负向调节作用。基于以上分析，本文提出研究假说 H3。

H3：数字信贷在农业信贷担保政策实施影响农业全要素生产率中发挥负向调节作用。

三、研究设计

（一）变量选取与数据来源

1.被解释变量。本文模型的被解释变量为农业全要素生产率。参考唐建军等（2022）的做法，本文以农林牧渔业从业人员数（万人）、农作物总播种面积（公顷）、农用化肥施用折纯量（吨）和农业机械总动力（万千瓦）作为投入变量，以基于 2010 年不变价格计算的农林牧渔业总产值（亿元）作为产出变量，利用随机前沿分析（stochastic frontier analysis，简称 SFA）模型，测算得到 2011—2021 年各县域的农业全要素生产率。SFA 模型考虑了技术无效率与随机误差对生产行为的影响，因此被广泛用于全要素生产率的测算（Gong，2018；唐建军等，2022）。农林牧渔业从业人员数的数据来源于 2012—2013 年的《中国县域统计年鉴》和 2014—2022 年各县（市、区）的统计年鉴，农作物总播种面积和农用化肥施用折纯量数据来源于 2012—2022 年各县（市、区）的统计年鉴，农业机械总动力数据来源于 2012—2018 年的《中国县域统计年鉴》和 2019—2022 年各县（市、区）的统计年鉴，农林牧渔业总产值数据来源于 2012—2022 年各县（市、区）的统计年鉴。对于数据缺失部分，本文根据 2012—2022 年各省份的《农村统计年鉴》、各县（市、区）的国民经济和社会发展统计公报和 EPS 全球统计数据平台^①进行补充。

2.核心解释变量。本文模型的核心解释变量为农业信贷担保政策实施情况。本文根据三个信息来源对核心解释变量进行赋值。首先，本文以“政银担”“政担”“风险基金”“合作”为关键词搜索各省农业信贷担保机构官网和微信公众号，以检索出的信息判断县级政府是否与农业信贷担保公司签订“政银担”（“政担”）合作协议；其次，本文以第一轮未搜索到相关信息的县域为基础，以“农业（信贷）担保”“政策性担保”“政银担”“政担”为关键词搜索各级政府官网，以检索出的信息判断县级政府是否向农业信贷担保机构注入风险基金或资金；最后，本文以前两轮未搜索到相关信息的县域为基础，在百度中根据县域名称依次与“农业（信贷）担保”“政策性担保”“政银担”“政担”组成的关键词组进行搜索，以检索出的信息判断县级政府是否与当地银行签订农业信贷担保业务合作协议。相应的识别规则为若出现以下情况之一，则核心解释变量在当年及以后年份赋值为 1，否则赋值为 0：①县级政府与农业信贷担保公司签订“政银担”（“政担”）合作协议；②县级政府向农业信贷担保机构注入风险基金或资金；③县级政府与当地银行签订农业信贷担保业务合作协议。此外，若农业信贷担保政策实施时间在每年的 1—6 月，则本文认定该县级政府当年实施了农业信贷担保政策；若政策实施时间在 7—12 月，则本文认定该县级政府次年实施了农业信贷担保政策。

^①资料来源：EPS 全球统计数据平台，<https://www.epsnet.com.cn/>。

3.作用机制变量。基于前文理论分析，本文选取如下作用机制变量。一是信贷支持作用机制变量，包括涉农信贷深度与涉农信贷效率。本文将“县域农村金融机构网点数占该县全部金融机构网点数的比重”作为“涉农系数”。本文参考蔡庆丰等（2017）的做法，选取年末金融机构各项贷款余额与地区生产总值的比值和年末金融机构各项贷款余额与各项存款余额的比值，分别乘以涉农系数，以此衡量涉农信贷深度与涉农信贷效率。其中，农村金融机构包括农村商业银行、农村合作银行、村镇银行和农村信用社。2020年，农村金融机构的农林牧渔业贷款占全部金融机构农林牧渔业贷款的64.69%，农村金融机构的农户贷款占全部金融机构农户贷款的57.74%^①。县域金融机构网点数据来源于国家金融监督管理总局官网的金融许可证信息^②，年末金融机构各项贷款余额、各项存款余额和地区生产总值的数据来源于2012—2022年的《中国县域统计年鉴》，本文根据各县（市、区）的《国民经济和社会发展公报》对数据缺失部分进行补全。

二是产业引导作用机制变量，包括特色产业集聚情况、农业产业链延伸情况和农业服务业融合情况。发展“一村一品”是挖掘地域资源优势，培育乡村优势特色产业，推进农业集聚化、标准化、规模化和高质量发展的重要方式。因此，本文用各县域拥有的全国“一村一品”示范村镇数量与乡镇总数的比值衡量特色产业集聚情况。农村产业融合的内容丰富，主要包括农业产业链延伸和农业服务业融合（李晓龙和冉光和，2019）。各地推动农业产业链延伸，重点发展农产品加工业，农产品加工业发展情况能够反映农业产业链延伸情况；农林牧渔服务业是与农业联动发展并贯穿农业产前、产中和产后各环节的服务业，其发展情况能够反映农业服务业融合情况。因此，本文分别用农副食品加工业企业的新增数量和农林牧渔服务业企业的新增数量来衡量农业产业链延伸情况和农业服务业融合情况。全国“一村一品”示范村镇数据来源于农业农村部历年公布的全国“一村一品”示范村镇名单；乡镇数量和县域年末总人口数的数据来源于2012—2022年的《中国县域统计年鉴》；农副食品加工业企业数量的数据来源于天眼查官网^③，本文根据天眼查网站“制造业—农副食品加工业”的行业分类对该型企业进行识别，并筛选保留“存续、在业”状态的样本；农林牧渔服务业企业数量的数据来源于天眼查官网，本文根据天眼查网站“农林牧渔服务业—农林牧渔专业及辅助性活动”的行业分类对该型企业进行识别，并筛选保留“存续、在业”状态的样本。由于企业数量的数值较大，本文将原数值除以100。

三是支持新型农业经营主体作用机制变量，包括农民合作社发展情况。农民合作社是新型农业经营主体的重要组成部分，其发展状况能够反映新型农业经营主体的发展情况。本文选择农民合作社的新增数量来衡量农民合作社发展情况。农民合作社数量的数据来源于天眼查官网，本文根据统一社会信用代码的第二位识别农民合作社，并筛选保留“存续、在业”状态的样本。由于企业数量的数值较大，本文将原数值除以100。

^①中国人民银行农村金融服务研究小组，2021：《中国农村金融服务报告2020》，北京：中国金融出版社，第6页。

^②资料来源：国家金融监督管理总局金融许可证信息，<https://xkz.cbirc.gov.cn/jr/>。

^③资料来源：天眼查网站，<https://www.tianyancha.com/>。

4.调节变量。本文模型的调节变量为数字信贷水平，以县域层面的北京大学数字普惠金融指数中的三级指标信贷使用指数衡量，并利用使用深度指数与数字普惠金融总指数进行稳健性检验。由于原指数数值较大，本文将原指数除以 100。数据来源于郭峰等（2020）。

5.控制变量。本文参考尹朝静等（2016）与 Gong（2018）的做法，选取以下控制变量：①宏观经济社会层面，选取人均地区生产总值、第一产业占比、第二产业占比、财政自给率、行政区域面积和教育发展水平；②气候环境层面，选取平均气温及其二次项、平均降水量及其二次项。其中，行政区域面积和平均降水量的数值较大，本文将原数值除以 1000。宏观经济社会层面变量的数据来源于 2012—2022 年的《中国县域统计年鉴》；平均气温、平均降水量数据来源于国家气象科学数据中心网站^①。

本文剔除数据缺失严重的县域样本，最终整理得到 2011—2021 年 1254 个县域的平衡面板数据。本文研究所用变量的定义和描述性统计结果见表 2。

表 2 变量定义及描述性统计结果

变量名称	变量定义	均值	标准差
农业全要素生产率	利用 SFA 模型计算得到	1.0742	0.0718
农业信贷担保政策实施情况	县级政府在当年及以后年份是否实施农业信贷担保政策：是=1，否=0	0.1382	0.3451
涉农信贷深度	涉农系数乘以年末金融机构各项贷款余额与地区生产总值的比值	0.2793	0.2078
涉农信贷效率	涉农系数乘以年末金融机构各项贷款余额与各项存款余额的比值	0.3632	0.2759
特色产业集聚情况	全国“一村一品”示范村镇数量与乡镇总数的比值	0.0291	0.0904
农业产业链延伸情况	农副食品加工工业企业的新增数量（个），除以 100	0.1520	0.2560
农业服务业融合情况	农林牧渔服务业企业的新增数量（个），除以 100	0.9443	1.7341
农民合作社发展情况	农民合作社的新增数量（个），除以 100	4.4598	5.3872
数字信贷水平	信贷使用指数，除以 100	1.3350	0.5227
人均地区生产总值	人均地区生产总值（万元）	3.9184	4.0021
第一产业占比	第一产业增加值占地区生产总值的比重	0.2049	0.1219
第二产业占比	第二产业增加值占地区生产总值的比重	0.4084	0.1608
财政自给率	地方财政一般预算收入与一般预算支出的比值	0.2972	0.2141
行政区域面积	行政区域面积（平方千米），除以 1000	4.6494	10.7837
教育发展水平	普通中学在校学生人数与年末总人口数的比值	0.0458	0.0142
平均气温	当年平均气温（摄氏度）	12.9506	5.5074
平均气温二次项	平均气温的二次项	198.0468	136.7063
平均降水量	当年平均降水量（毫米），除以 1000	0.9478	0.4836
平均降水量二次项	平均降水量的二次项	1.1322	1.0990

^①资料来源：国家气象科学数据中心网站，<http://data.cma.cn/>。

（二）模型构建

1. 基准回归模型。政府实施农业信贷担保政策后，县域农业全要素生产率的变化主要来自两个方面：一是县域农业全要素生产率潜在趋势导致的“时间效应”，二是政策实施产生的“处理效应”。双重差分模型（difference-in-differences，简称 DID）能够消除潜在趋势的影响，常被用于评估政策的处理效应。虽然 DID 模型能够在一定程度上缓解内生性问题，但无法避免样本选择偏差问题。农业信贷担保政策实施并非严格意义上的自然实验，县域的经济和社会发展特征在一定程度上影响了县级政府是否实施农业信贷担保政策，而倾向得分匹配法（propensity score matching，简称 PSM）能够有效消除样本自选择对实证结果的影响。因此，本文参考宋文豪等（2023）的做法，将 PSM 方法与多期 DID 模型相结合，更加准确地识别农业信贷担保政策实施与农业全要素生产率之间的因果关系。具体而言，本文以控制变量作为匹配的特征变量，以 1:1 最近邻匹配的方法进行匹配，寻找与处理组样本特征相似的控制组样本，然后使用匹配后的样本进行多期 DID 模型估计。相应的计量模型如下：

$$Y_{it}^{PSM} = \alpha_1 + \beta_1 did_{it} + \delta_1 X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中：角标 i 和 t 分别表示县域和年份； Y_{it}^{PSM} 是利用 SFA 模型计算的农业全要素生产率； did_{it} 是农业信贷担保政策实施情况。 β_1 是核心解释变量的估计系数，衡量农业信贷担保政策实施对农业全要素生产率的影响。 X_{it} 是控制变量组， δ_1 为控制变量组的系数。 α_1 为截距项； μ_i 表示县域固定效应，控制了县域层面不随时间变化的因素； γ_t 表示年份固定效应，控制了时间层面不随县域变化的因素； ε_{it} 表示随机干扰项。

2. 作用机制检验模型设定。本文参考宋科等（2023）的做法，采用两段式中介检验方法验证农业信贷担保政策实施与作用机制变量之间的关系。本文构建如下作用机制检验模型：

$$M_{it} = \alpha_2 + \beta_2 did_{it} + \delta_2 X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

（2）式中： M_{it} 表示农业信贷担保政策实施影响农业全要素生产率的作用机制变量，包括涉农信贷深度、涉农信贷效率、特色产业集聚情况、农业产业链延伸情况、农业服务业融合情况和农民合作社发展情况。 β_2 是核心解释变量的估计系数，衡量农业信贷担保政策实施对作用机制变量的影响； δ_2 为控制变量组的估计系数； α_2 为截距项。其他变量和参数含义与（1）式一致。

四、实证结果与分析

（一）倾向得分匹配分析

1. 共同支撑假设检验。使用 PSM 方法需要变量在每个取值上同时存在处理组观测值和控制组观测值，即满足共同支撑假设。共同支撑假设检验结果如图 2 所示，实线与虚线分别表示匹配后处理组与控制组的倾向得分概率密度函数，两曲线接近说明两组样本的大部分观测值位于共同取值范围内，即匹配后处理组和控制组的样本满足共同支撑假设。

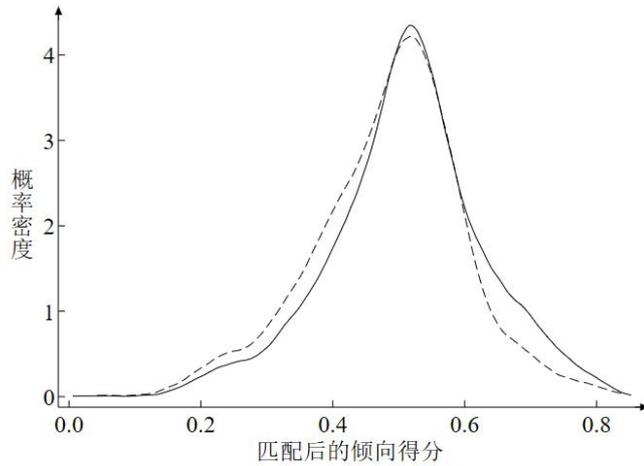


图2 共同支撑假设检验结果

2.平衡性检验。在对处理组和控制组进行倾向得分匹配后，为了保证匹配质量，需要进行平衡性检验，以有效校正样本选择偏差。平衡性检验结果如表3所示，可以发现：第一，在匹配之前，除人均地区生产总值、第二产业占比、平均气温和平均气温二次项外，其他特征变量的标准化偏差均大于0.05；除第二产业占比和平均气温二次项外，其他特征变量的t值至少在5%的统计水平上显著。第二，在匹配之后，所有特征变量的标准化偏差明显缩小且均小于0.05，除财政自给率和行政区域面积外，其他特征变量的t值均不拒绝处理组和控制组无系统性偏差的原假设。因此，处理组和控制组的数据在匹配后趋于一致，符合可比性要求。

表3 PSM平衡性检验结果

变量	匹配前				匹配后			
	处理组	控制组	标准化偏差	t值	处理组	控制组	标准化偏差	t值
人均地区生产总值	3.83	4.00	-0.04	-2.54**	3.82	3.90	-0.02	-1.05
第一产业占比	0.21	0.20	0.13	7.69***	0.21	0.21	0.02	1.26
第二产业占比	0.41	0.41	-0.03	-1.61	0.41	0.41	-0.02	-0.93
财政自给率	0.29	0.30	-0.07	-3.95***	0.29	0.30	-0.04	-2.06**
行政区域面积	3.96	5.27	-0.12	-7.12***	3.96	3.54	0.04	3.69***
教育发展水平	0.05	0.05	-0.10	-5.99***	0.05	0.04	0.01	0.65
平均气温	12.84	13.05	-0.04	-2.29**	12.84	12.68	0.03	1.52
平均气温二次项	198.20	197.91	0.00	0.12	198.15	195.49	0.02	1.09
平均降水量	0.99	0.91	0.18	10.71***	0.99	0.99	0.01	0.53
平均降水量二次项	1.19	1.08	0.10	5.73***	1.19	1.18	0.00	0.24

注：***和**分别表示1%和5%的显著性水平。

(二) 基准回归分析

本文使用匹配后的样本进行多期DID模型估计，实证结果如表4所示。回归1仅纳入核心解释变量和控制县域固定效应，回归2在回归1基础上加入所有控制变量，回归3在回归2基础上控制了年份固定效应。根据表4估计结果，农业信贷担保政策实施情况的系数均为正，且变量均在1%的统计

水平上显著，表示农业信贷担保政策实施显著提升了农业全要素生产率，研究假说 H1 得到验证。根据回归 3 的估计结果，农业信贷担保政策实施对农业全要素生产率的提升效应约为 0.0216，即与未实施农业信贷担保政策的县域相比，实施了农业信贷担保政策的县域的农业全要素生产率提高了 0.0216。

表 4 农业信贷担保政策实施对农业全要素生产率影响的基准回归估计结果

变量	被解释变量：农业全要素生产率					
	回归 1		回归 2		回归 3	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
农业信贷担保政策实施情况	0.1100***	0.0018	0.0464***	0.0026	0.0216***	0.0019
人均地区生产总值			0.0151***	0.0019	0.0034***	0.0010
第一产业占比			0.0177	0.0277	0.3077***	0.0203
第二产业占比			-0.3620***	0.0125	-0.0224*	0.0123
财政自给率			-0.0229***	0.0066	-0.0104**	0.0053
行政区域面积			-0.0024	0.0018	0.0019	0.0012
教育发展水平			-0.2725***	0.0744	0.1386**	0.0622
平均气温			0.0286***	0.0025	0.0061***	0.0021
平均气温二次项			-0.0004***	0.0001	-0.0004***	0.0001
平均降水量			0.0964***	0.0099	-0.0071	0.0071
平均降水量二次项			-0.0256***	0.0032	0.0046**	0.0022
县域固定效应		已控制		已控制		已控制
年份固定效应		未控制		未控制		已控制
观测值		13790		13790		13790
R ²		0.4755		0.7329		0.8679

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②标准误为县域聚类稳健标准误。

（三）稳健性检验

1. 平行趋势检验。使用多期 DID 模型的前提之一是在实施农业信贷担保政策前，处理组的农业全要素生产率应与控制组的农业全要素生产率具有一致的变化趋势。本文参考宋科等（2023）的做法，利用事件分析法，以处理组实施农业信贷担保政策前 1 年为基期，进行平行趋势检验。具体回归结果如表 5 所示。在农业信贷担保政策实施前 5 年到前 2 年间，处理组和控制组的农业全要素生产率不存在显著的差异。在政策实施后，农业信贷担保政策对农业全要素生产率的提升作用显著且不断加强。因此，平行趋势检验通过。

表 5 平行趋势检验估计结果

变量	被解释变量：农业全要素生产率	
	系数	标准误
政策实施前第 5 年	-0.0016	0.0010
政策实施前第 4 年	-0.0018	0.0013
政策实施前第 3 年	-0.0001	0.0014
政策实施前第 2 年	0.0005	0.0014

表 5 (续)

政策实施当年	0.0164***	0.0019
政策实施后第 1 年	0.0198***	0.0021
政策实施后第 2 年	0.0248***	0.0024
政策实施后第 3 年	0.0341***	0.0027
政策实施后第 4 年	0.0442***	0.0035
政策实施后第 5 年	0.0591***	0.0061
控制变量	已控制	
县域固定效应	已控制	
年份固定效应	已控制	
观测值	13790	
R ²	0.8691	

注：①***表示 1% 的显著性水平；②标准误为县域聚类稳健标准误；③控制变量与表 4 回归 3 保持一致。

2. 排除其他不可观测的随机因素的影响。其他不可观测的随机因素可能会影响估计结果，比如其他不可观测的地区因素。由于截至 2021 年末，在匹配后的样本中共有 587 个县级政府实施了农业信贷担保政策，本文借鉴 Chetty et al. (2009) 的做法，从匹配后的样本中不重复随机抽取 587 个样本作为虚拟处理组，且随机确定政策实施时间，根据 (1) 式进行回归得到一个虚拟核心解释变量的系数估计值。本文将这一过程重复 500 次，获得 500 个虚拟核心解释变量的系数估计值，以此考察不可观测因素对估计结果的影响。如图 3 所示，实曲线表示虚拟系数估计值的概率密度，整体服从正态分布，即处理组与控制组的划分是随机的；基准回归中的核心解释变量的系数估计值为 0.0216，落在虚拟系数估计值的分布之外。这表明，农业信贷担保政策实施对农业全要素生产率的影响通过了安慰剂检验，不可观测的随机因素未能影响本文估计结果，即本文对核心解释变量系数的估计是无偏的。这也进一步表明农业信贷担保政策实施的确对农业全要素生产率具有显著的提升作用。

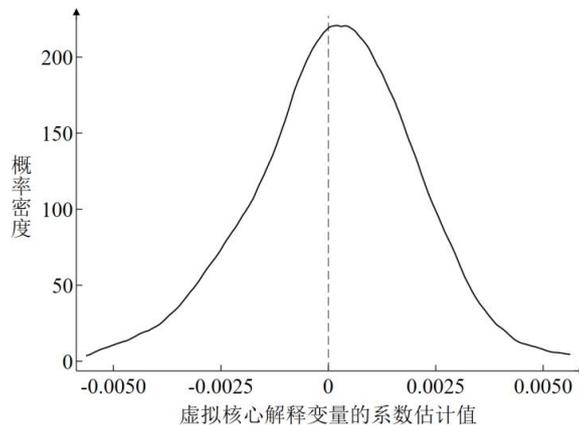


图 3 安慰剂检验估计结果

3. 替换被解释变量。本文参考张恒和郭翔宇 (2021) 的做法，基于全局 Malmquist 指数方法，利用 Maxdea pro 8.3 软件重新测算农业全要素生产率，并以此替代被解释变量重新进行估计。估计结果

如表 6 回归 1 所示，农业信贷担保政策实施情况的系数大小、符号和显著性水平均与表 4 基本一致，这论证了前述研究结论的稳健性。

4.改变样本量。有些县域 2021 年才开始实施农业信贷担保政策，政策效应存在滞后性可能导致这些县域的发展不受该政策的影响。为此，本文将 2021 年实施农业信贷担保政策的 65 个县共 715 个观测值剔除，重新进行回归。估计结果如表 6 回归 2 所示，农业信贷担保政策实施情况的系数大小、符号和显著性水平均与表 4 基本一致，这论证了前述研究结论的稳健性。

5.替换多期 DID 的稳健估计方法。当使用多期 DID 模型时，核心解释变量估计系数是处理组在各自时间点上政策效应的加权平均和，不同时间点的政策效应通常存在异质性，早期的处理组会成为后期处理组的控制组，而该类控制组的结果变量已经包含了处理效应，成为“坏的控制组”，导致估计偏误（Goodman-Bacon, 2021）。为此，本文参考 Callaway and Sant’Anna（2021）与张莉等（2023）的做法，分别利用异质性稳健 DID 和堆叠 DID 估计方法，重新估计政策实施的平均处理效应。表 6 回归 3 是采用以始终未实施农业信贷担保政策的样本作为控制组的异质性稳健 DID 估计方法的估计结果，表 6 回归 4 是利用堆叠 DID 估计方法重新估计的结果。在两种稳健估计方法下，农业信贷担保政策实施情况系数的大小、符号和显著性水平均与表 4 基本一致，表明替换更稳健的估计方法后，农业信贷担保政策实施仍然显著提升农业全要素生产率。

表 6 农业信贷担保政策实施影响农业全要素生产率的稳健性检验结果

变量	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4
	替换被解释变量	剔除 2021 年实施政策的样本	采用异质性稳健 DID 估计方法	采用堆叠 DID 估计方法
农业信贷担保政策实施情况	0.0239*** (0.0019)	0.0211*** (0.0020)	0.0194*** (0.0021)	0.0216*** (0.0010)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	13790	13075	13787	13790
R ²	0.8579	0.8707		

注：①***表示 1%的显著性水平；②括号内数值为县域聚类稳健标准误；③控制变量与表 4 回归 3 保持一致。

五、作用机制检验

根据本文理论分析，农业信贷担保政策实施可能通过信贷支持、产业引导和支持新型农业经营主体，改善农业全要素生产率。因此，本文根据（2）式，采用面板固定效应模型进行回归，检验农业信贷担保政策实施影响农业全要素生产率的作用机制，回归结果见表 7。

（一）信贷支持作用机制检验

表 7 回归 1 与回归 2 分别报告了农业信贷担保政策实施情况对涉农信贷深度和涉农信贷效率影响的回归结果。结果显示，农业信贷担保政策实施情况显著，且系数为正。这表明，农业信贷担保政策

实施显著提高了涉农信贷深度和涉农信贷效率。一方面，农业信贷担保体系能够降低农业经营主体的信贷准入门槛与综合融资成本，提高信贷可得性，满足农业经营主体的信贷需求，进而提高涉农信贷深度；另一方面，农业信贷担保体系与政府、银行、保险公司和龙头企业等主体进行信息交流，并签订风险分担协议，降低信息不对称与交易成本，提高银行风险管理能力与资产质量，以此增强银行支农信心，进而提高涉农信贷效率。研究假说 H2 部分得证。

(二) 产业引导作用机制检验

表 7 回归 3、回归 4 和回归 5 依次报告了农业信贷担保政策实施情况对特色产业集聚情况、农业产业链延伸情况和农业服务业融合情况影响的回归结果。结果显示，农业信贷担保政策实施情况显著，且系数为正。这表明，农业信贷担保政策实施显著促进了特色产业集聚、农业产业链延伸和农业服务业融合。农业信贷担保体系引导各县因地制宜地培育与发展特色产业，优化资源配置，以此促进特色产业集聚；在“产业+”战略下，农业信贷担保体系偏向支持增加农民收入和促进农民就业的农村产业融合项目，实现产业可持续发展，以此促进农村产业融合发展。研究假说 H2 部分得证。

(三) 支持新型农业经营主体作用机制检验

表 7 回归 6 报告了农业信贷担保政策实施情况影响农民合作社发展情况的回归结果。结果显示，农业信贷担保政策实施情况显著，且系数为正。这表明，农业信贷担保政策实施显著促进了农民合作社的发展，农业信贷担保体系倾向于服务具备规模、经验和技术等优势的农民合作社，有利于培育新型农业经营主体。至此，研究假说 H2 得证。

表 7 农业信贷担保政策实施影响农业全要素生产率的作用机制检验结果

变量	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5	回归 6
	涉农 信贷深度	涉农 信贷效率	特色产业 集聚情况	农业产业链 延伸情况	农业服务业 融合情况	农民合作社 发展情况
农业信贷担保 政策实施情况	0.0097* (0.0057)	0.0125* (0.0066)	0.0999*** (0.0049)	0.0333** (0.0157)	0.1850*** (0.0711)	0.8112*** (0.2378)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	13790	13790	13790	13790	13790	13790
R ²	0.7664	0.6220	0.6693	0.4692	0.7793	0.7931

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为县域聚类稳健标准误；③控制变量与表 4 回归 3 保持一致。

六、进一步分析：数字信贷的调节作用与异质性分析

(一) 数字信贷的调节作用分析

根据本文理论分析，数字信贷在农业信贷担保政策实施影响农业全要素生产率中发挥负向调节作用。本文在 (1) 式基础上引入农业信贷担保政策实施情况与数字信贷水平的交乘项，以检验数字信贷

的调节作用，并采用使用深度指数和数字普惠金融总指数进行稳健性检验。由于县域层面数字信贷水平数据的时间跨度为2014—2021年，本文剔除2014年之前的观测值，估计结果见表8。

表8 数字信贷调节作用的检验结果

变量	回归1		回归2		回归3	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
农业信贷担保政策实施情况×数字信贷水平	-0.0100**	0.0042				
农业信贷担保政策实施情况×使用深度指数			-0.0337***	0.0078		
农业信贷担保政策实施情况×数字普惠金融总指数					-0.0836***	0.0177
数字信贷水平	0.0155***	0.0048				
使用深度指数			0.0173**	0.0083		
数字普惠金融总指数					0.0356***	0.0087
农业信贷担保政策实施情况	0.0379***	0.0072	0.0662***	0.0105	0.1105***	0.0190
控制变量	已控制		已控制		已控制	
县域固定效应	已控制		已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制		已控制	
观测值	9821		9821		9821	
R ²	0.8319		0.8324		0.8336	

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平；②标准误为县域聚类稳健标准误；③控制变量与表4回归3保持一致。

如表8所示，农业信贷担保政策实施情况与数字信贷水平的交乘项显著，且系数为负。这表明，数字信贷在农业信贷担保政策实施提升农业全要素生产率中发挥负向调节作用。与数字信贷高水平地区相比，数字信贷低水平地区的信贷配给问题更严重，农业信贷担保体系能够通过减少信息不对称和降低交易成本，防范逆向选择与道德风险，缓解信贷配给问题，提高农业全要素生产率。

根据前文理论分析，数字信贷产生负向调节作用的原因可能是农业经营主体数字足迹的缺失和数字技术支撑不足。2019年中国人民银行印发的《金融科技发展规划（2019—2021年）》强调发挥金融科技赋能作用，推动金融业高质量发展^①。这可能推动农村金融机构更好地应用数字技术，因此本文将样本按照年份分为2014—2018年和2019—2021年两组，以分析数字信贷的动态调节作用，回归结果如表9所示。在2014—2018年组，农业信贷担保政策实施情况和数字信贷水平的交乘项显著，且系数为负，说明数字信贷在农业信贷担保政策实施提升农业全要素生产率的过程中具有显著的遮掩效应；在2019—2021年组，农业信贷担保政策实施情况和数字信贷水平的交乘项显著，且系数为正，

^①参见《中国人民银行关于印发〈金融科技（FinTech）发展规划（2019—2021年）〉的通知》，<http://www.pbc.gov.cn/zhengwugongkai/4081330/4406346/4693549/4085169/index.html>。

说明数字信贷对农业信贷担保政策实施提升农业全要素生产率具有显著的促进效应。因此，随着数字技术的推广和数字足迹的积累，农村地区的“数字鸿沟”逐渐弥合，数字信贷在农业信贷担保政策实施影响农业全要素生产率中发挥的调节作用由负转正，数字化转型的红利效应逐渐显现。

表9 数字信贷动态调节作用的检验结果

变量	回归1		回归2	
	2014—2018年组		2019—2021年组	
	系数	标准误	系数	标准误
农业信贷担保政策实施情况×数字信贷水平	-0.0940***	0.0107	0.0109*	0.0060
数字信贷水平	0.0218***	0.0043	-0.0114	0.0095
农业信贷担保政策实施情况	0.1419***	0.0149	-0.0074	0.0115
控制变量	已控制		已控制	
县域固定效应	已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制	
观测值	6061		3760	
R ²	0.8122		0.9486	

注：①***和*分别表示1%和10%的显著性水平；②标准误为县域聚类稳健标准误；③控制变量与表4回归3保持一致。

(二) 异质性分析

前文结果表明，农业信贷担保政策实施对农业全要素生产率具有显著的提升作用。为了进一步深化对上述关系的理解，本文从农业发展水平、经济发展水平和金融基础设施完善程度等维度，采用三重差分模型对可能存在的异质性关系进行分析，结果如表10所示。

表10 农业信贷担保政策实施对农业全要素生产率影响的异质性分析结果

变量	回归1		回归2		回归3	
	农业发展水平		经济发展水平		金融基础设施完善程度	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
农业信贷担保政策实施情况×产粮大县	0.0097***	0.0032				
农业信贷担保政策实施情况×贫困县			0.0172***	0.0031		
农业信贷担保政策实施情况×银行渗透度					0.0062**	0.0031
农业信贷担保政策实施情况	0.0173***	0.0024	0.0151***	0.0024	0.0182***	0.0023
控制变量	已控制		已控制		已控制	
县域固定效应	已控制		已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制		已控制	
观测值	13790		13790		13790	
R ²	0.8683		0.8691		0.8681	

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平；②标准误为县域聚类稳健标准误；③控制变量与表4回归3保持一致。

1. 农业发展水平异质性。为了探讨农业信贷担保政策实施效果是否因地区农业发展水平不同而存在差异，本文按照县域是否为产粮大县设置产粮大县虚拟变量，若该县（市、区）为产粮大县，则产粮大县变量赋值为1，否则变量赋值为0。本文在（1）式中加入农业信贷担保政策实施情况与产粮大县的交乘项，重新进行回归，估计结果如表10回归1所示。农业信贷担保政策实施情况与产粮大县的交乘项显著，且系数为正。这表明，相较于非产粮大县，农业信贷担保政策实施显著提升了产粮大县的农业全要素生产率。产粮大县拥有自然环境、地形、土地质量等方面的优势，粮食产量较高，具备产业化条件，容易形成规模经济效应。因此，产粮大县更能发挥农业信贷担保政策实施的效果，有效提升农业全要素生产率。

2. 经济发展水平异质性。为了探讨农业信贷担保政策实施效果是否因地区经济发展水平不同而存在差异，本文依据县域是否曾经为国家级贫困县设置贫困县虚拟变量。若该县（市、区）曾经是国家级贫困县，则贫困县变量赋值为1；否则变量赋值为0。本文在（1）式中加入农业信贷担保政策实施情况与贫困县的交乘项，重新进行回归。估计结果如表10回归2所示，农业信贷担保政策实施情况与贫困县的交乘项显著，且系数为正。这表明，与非贫困县相比，农业信贷担保政策实施显著提升了贫困县的农业全要素生产率。贫困县不仅拥有丰富的文化和生态资源，能够发展文化旅游、绿色产业等新业态，而且能够总结其他地区发展的经验教训，发挥“后发优势”。因此，贫困县能够更大程度地发挥农业信贷担保政策实施的效果，有效提升农业全要素生产率。

3. 金融基础设施完善程度异质性。农业信贷担保政策实施效果可能因地区金融基础设施完善程度不同而存在差异。本文参照张栋浩和尹志超（2018）的做法，以银行渗透度（县域银行机构个数与常住人口数的比值）衡量地区金融基础设施完善程度。本文在（1）式中加入农业信贷担保政策实施情况与银行渗透度的交乘项，重新进行回归。估计结果如表10回归3所示，农业信贷担保政策实施情况与银行渗透度的交乘项显著，且系数为正。这表明，在金融基础设施比较完善的地区，农业信贷担保政策实施更能提升农业全要素生产率，农业信贷担保体系能与银行协调合作，提升支农效果。银行渗透度高意味着充足的银行机构、从业人员和信贷软硬件设施，金融基础设施比较完善的地区能最大程度地发挥农业信贷担保政策实施的效果，有效避免虽有政策但缺少信贷资源的“巧妇难为无米之炊”困境。

七、结论与政策启示

基于2011—2021年中国1254个县的面板数据，本文采用倾向得分匹配法和多期双重差分法研究了农业信贷担保政策实施对农业全要素生产率的影响。研究发现：农业信贷担保政策实施显著提高了农业全要素生产率，且在经过一系列稳健性检验后，研究结论依然成立。作用机制分析表明，农业信贷担保政策实施通过信贷支持、产业引导和支持新型农业经营主体，提升了农业全要素生产率，切实发挥了缓解信贷配给、合理配置资源和强化利益联结的功能。调节作用分析表明，数字信贷在农业信贷担保政策实施提升农业全要素生产率中发挥负向调节作用，但在数字足迹积累和数字技术进步的情况下，该调节作用逐渐由负转正。异质性分析表明，相较于非产粮大县、非贫困县和金融基础设施不

完善的县，农业信贷担保政策实施对产粮大县、贫困县和金融基础设施比较完善的县的农业全要素生产率提升作用更大。

本文的研究结论具有一定的政策启示。第一，应当加快推进农业信贷担保体系向县域下沉，建立健全多层次、差异化的农村金融体系，强化农业信贷担保机构与当地政府、农业农村部门、银行的战略合作，提高担保业务规模，有效缓解信贷约束。第二，应当着力发挥农业信贷担保体系的农村产业信息优势，避免“产业同质陷阱”“精英俘获”现象，激发产业引导与精准支持新型农业经营主体的作用，提高资源配置效率。第三，应当做好大数据积累与技术支持，深化数字技术在农业信贷担保业务场景的应用。一方面，进一步推动电子商务、物联网和数字农业等业态发展，促进数字足迹积累；另一方面，促进农村金融机构数字化转型，构建农业信贷担保大数据运营平台，实现关系型信贷技术与数字信贷技术的融合发展。

参考文献

- 1.蔡庆丰、田霖、林志伟，2017：《地区融资模式与创新创业——基于空间面板模型的实证发现》，《财贸经济》第7期，第91-106页。
- 2.董艳、谭苏航、董梦瑶、吴善辉，2023：《数字信贷对传统商业银行的影响》，《数量经济技术经济研究》第2期，第69-89页。
- 3.冯林、刘阳，2023：《从分险、赋能到激活竞争：农业政策性担保机构何以降低农贷利率》，《中国农村经济》第4期，第108-124页。
- 4.高帆，2015：《我国区域农业全要素生产率的演变趋势与影响因素——基于省际面板数据的实证分析》，《数量经济技术经济研究》第5期，第3-19页。
- 5.盖庆恩、李承政、张无珂、史清华，2023：《从小农户经营到规模经营：土地流转与农业生产效率》，《经济研究》第5期，第135-152页。
- 6.龚斌磊、王硕，2021：《财政支出对我国农业增长的多途径影响》，《农业经济问题》第1期，第54-68页。
- 7.郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云，2020：《测度中国数字普惠金融发展：指数编制与空间特征》，《经济学（季刊）》第4期，第1401-1418页。
- 8.国家发展改革委宏观院和农经司课题组，2016：《推进我国农村一二三产业融合发展问题研究》，《经济研究参考》第4期，第3-28页。
- 9.胡杰、罗剑朝，2023：《农业信用担保贷款与农户家庭收入：抑制抑或促进》，《农业技术经济》第7期，第73-87页。
- 10.李敬、冉光和、温涛，2007：《金融影响经济增长的内在机制——基于劳动分工理论的分析》，《金融研究》第6期，第80-99页。
- 11.李晓龙、冉光和，2019：《农村产业融合发展如何影响城乡收入差距——基于农村经济增长与城镇化的双重视角》，《农业技术经济》第8期，第17-28页。
- 12.李扬，2017：《“金融服务实体经济”辨》，《经济研究》第6期，第4-16页。

- 13.李永生、姜玉桂、刘月姣, 2022: 《架起三农融资桥——访国家农担公司董事长张洪武、总经理吕恒心》, 《农村工作通讯》第10期, 第18-21页。
- 14.李永友, 2021: 《省以下多样化放权策略与经济增长》, 《经济研究》第2期, 第39-53页。
- 15.彭澎、周月书, 2022: 《新世纪以来农村金融改革的政策轨迹、理论逻辑与实践效果——基于2004—2022年中央“一号文件”的文本分析》, 《中国农村经济》第9期, 第2-23页。
- 16.宋科、李宙甲、刘家琳, 2023: 《新型农村金融机构设立能够促进县域经济增长吗》, 《中国农村经济》第3期, 第81-100页。
- 17.宋文豪、黄祖辉、叶春辉, 2023: 《数字金融使用对农村家庭生计策略选择的影响——来自中国农村家庭追踪调查的证据》, 《中国农村经济》第6期, 第92-113页。
- 18.孙华臣、孙瑞琪、张继武, 2023: 《财政支农机制创新与国家粮食安全——基于政策性农业担保机构设立的准自然实验》, 《改革》第6期, 第126-141页。
- 19.唐建军、龚教伟、宋清华, 2022: 《数字普惠金融与农业全要素生产率——基于要素流动与技术扩散的视角》, 《中国农村经济》第7期, 第81-102页。
- 20.谢玲红、吕开宇、郭冬泉, 2022: 《新型农业经营主体融资供需现状与异质性分析——来自16004个主体的经验数据》, 《金融理论与实践》第4期, 第41-49页。
- 21.谢绚丽、王诗卉, 2022: 《中国商业银行数字化转型: 测度、进程及影响》, 《经济学(季刊)》第6期, 第1937-1956页。
- 22.徐攀, 2021: 《农业经营主体融资担保协同机制与效应——浙江省农担体系建设的探索与实践》, 《农业经济问题》第10期, 第113-126页。
- 23.尹朝静、李谷成、范丽霞、高雪, 2016: 《气候变化、科技存量与农业生产率增长》, 《中国农村经济》第5期, 第16-28页。
- 24.尹雷、沈毅, 2014: 《农村金融发展对中国农业全要素生产率的影响: 是技术进步还是技术效率——基于省级动态面板数据的GMM估计》, 《财贸研究》第2期, 第32-40页。
- 25.张栋浩、尹志超, 2018: 《金融普惠、风险应对与农村家庭贫困脆弱性》, 《中国农村经济》第4期, 第54-73页。
- 26.张恒、郭翔宇, 2021: 《农业生产性服务业发展与农业全要素生产率提升: 地区差异性与空间效应》, 《农业技术经济》第5期, 第93-107页。
- 27.张莉、刘昭聪、程可为、黄伟, 2023: 《产业用地审批改革与资源配置效率——基于微观企业土地存量数据的研究》, 《中国工业经济》第9期, 第61-79页。
- 28.张林、温涛, 2019: 《财政金融服务协同与农村产业融合发展》, 《金融经济研究》第5期, 第53-67页。
- 29.张晓玫、宋卓霖, 2016: 《保证担保、抵押担保与贷款风险缓释机制探究——来自非上市中小微企业的证据》, 《金融研究》第1期, 第83-98页。
- 30.张勋、万广华、吴海涛, 2021: 《缩小数字鸿沟: 中国特色数字金融发展》, 《中国社会科学》第8期, 第35-51页。
- 31.周鸿卫、田璐, 2019: 《农村金融机构信贷技术的选择与优化——基于信息不对称与交易成本的视角》, 《农业经济问题》第5期, 第58-64页。

32. Berger, A. N., W. S. Frame, and V. Ioannidou, 2011, “Tests of Ex Ante Versus Ex Post Theories of Collateral Using Private and Public Information”, *Journal of Financial Economics*, 100(1): 85-97.
33. Besanko, D., and A. V. Thakor, 1987, “Collateral and Rationing: Sorting Equilibria in Monopolistic and Competitive Credit Markets”, *International Economic Review*, 28(3): 671-689.
34. Callaway, B., and P. Sant’Anna, 2021, “Difference-in-differences with Multiple Time Periods”, *Journal of Econometrics*, 225(2): 200-230.
35. Chetty, R., A. Looney, and K. Kroft, 2009, “Salience and Taxation: Theory and Evidence”, *The American Economic Review*, 99(4): 1145-1177.
36. Gong, B. L., 2018, “Agricultural Reforms and Production in China: Changes in Provincial Production Function and Productivity in 1978-2015”, *Journal of Development Economics*, Vol.132: 18-31.
37. Goodman-Bacon, A., 2021, “Difference-in-differences with Variation in Treatment Timing”, *Journal of Econometrics*, 225(2): 254-277.
38. Stiglitz, J. E., and A. Weiss, 1981, “Credit Rationing in Markets With Imperfect Information”, *The American Economic Review*, 71(3): 393-410.

(作者单位：湖南大学金融与统计学院)

(责任编辑：光明)

The Impact of the Implementation of Agricultural Credit Guarantee Policy on Agricultural Total Factor Productivity

ZHOU Hongwei DING Haoyang

Abstract: Agricultural credit guarantee is not only an innovative model of financial support to agriculture, but also an important financial intermediary. Based on the panel data of 1254 counties in China from 2011 to 2021, this paper regards the implementation of agricultural credit guarantee policy as a quasi-natural experiment and uses propensity score matching and multi-period DID method to examine the impact of the implementation of agricultural credit guarantee policy on agricultural total factor productivity (TFP). The study finds that, first, the implementation of the policy has significantly improved agricultural TFP. Second, the mediation effect shows that the policy improves agricultural TFP by supporting credit, guiding industries, and supporting new agricultural business entities. Third, digital credit has a suppressing effect on the improvement of the policy on agricultural TFP, but the suppressing effect is weakening with the spread of digital technology and the accumulation of digital footprints, transforming to a promoting effect between 2019 and 2021. Furthermore, the heterogeneous analysis reveals more prominent effects of the policy on agricultural TFP in large grain-producing counties, poor counties, and counties with adequate financial infrastructure.

Keywords: Agricultural Credit Guarantee Policy; Agricultural TFP; Digital Credit